

VAR模型视角下贵州茅台量价关系的非线性特征研究

韩露露, 杨文娟*

昌吉学院数学与数据科学学院, 新疆 昌吉

收稿日期: 2026年8月3日; 录用日期: 2026年8月17日; 发布日期: 2026年9月23日

摘要

作为A股市值最大的消费龙头企业, 贵州茅台股价波动与成交量的联动规律, 始终是市场与学界的关注焦点。本文选取2018年1月至2025年12月共1942个交易日数据, 通过两类模型检验其量价关系: 先构建线性VAR模型, 发现滞后成交量对收益率几乎无解释力, 模型拟合效果较差; 再引入门限效应模型, 以成交量中位数为界划分高低成交量区制, 检验非线性特征。结果显示, 高低成交量状态下量价关联存在显著差异, 交互项t统计量3.446, 在1%水平下显著。具体来看, 低成交区间机构持仓稳定, 价格对量能变化反应迟钝; 高成交区间散户参与度提升, 成交量信息含量显著增强。可为理解行业龙头企业股价的定价逻辑提供参考, 也能为市场交易提供实证借鉴。

关键词

贵州茅台, 量价关系, VAR模型, 门限效应, 非线性特征

A Study on the Nonlinear Characteristics of Quantity-Price Relationship of Kweichow Moutai from a VAR Model Perspective

Lulu Han, Wenjuan Yang*

School of Mathematics and Data Science, Changji University, Changji Xinjiang

Received: August 3, 2026; accepted: August 17, 2026; published: September 23, 2026

Abstract

As the leading consumer enterprise with the largest market capitalization in the A-share market,

*通讯作者。

文章引用: 韩露露, 杨文娟. VAR模型视角下贵州茅台量价关系的非线性特征研究[J]. 金融, 2026, 16(5): 640-648.

DOI: 10.12677/fin.2026.165063

the linkage between stock price volatility and trading volume of Kweichow Moutai has long been a focus for both the market and academia. This paper adopts data covering 1942 trading days from January 2018 to December 2025 and employs two models to test its volume-price relationship. Firstly, a linear VAR model is constructed. The results indicate that lagged trading volume has barely any explanatory power for returns, resulting in poor model-fitting performance. Secondly, a threshold-effect model is introduced. Taking the median trading volume as the threshold, this paper divides high- and low-trading-volume regimes to examine nonlinear characteristics. The empirical results show that the volume-price correlation differs significantly between high- and low-volume states. The t-statistic of the interaction term is 3.446, which is significant at the 1% level. Specifically, institutional holdings remain stable in the low-volume regime, and stock prices respond sluggishly to volume changes. In the high-volume regime, retail-investor participation rises, and the information content of trading volume increases remarkably. This research provides references for understanding the pricing logic of stock prices of leading industrial enterprises and offers empirical evidence for market transactions.

Keywords

Kweichow Moutai, Volume-Price Relationship, VAR Model, Threshold Effect, Non-Linear Characteristics

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

1990 年上海证券交易所挂牌后, 中国资本市场历经三十余年制度建设与规模扩张。截至 2025 年底, A 股上市公司共 5469 家, 总市值 123 万亿元¹。在此背景下, 机构定价逻辑主导下的价值股, 其量价联动机制与散户占比较高的普通个股是否存在系统性差异, 尚未得到针对单一典型样本的系统性验证。贵州茅台作为 A 股消费龙头企业与机构重仓标杆, 其股价走势直接反映机构主流定价逻辑。2018~2025 年样本区间内, 茅台完整经历牛熊转换与结构性行情, 且无长期停牌, 数据质量高、连续性强, 为量价关系研究提供了理想样本。

在量价关系研究的初期阶段, 学者们主要采用线性回归方法。赵留彦和王一鸣(2003) [1] 运用 EGARCH(1,1)模型, 发现交易量与收益率为正相关, 且非预期交易量对下期波动具有一定的预测作用。陈香蹀和周启清(2021) [2] 基于上证综合指数的月度数据, 运用 VAR 模型和方差分解方法, 发现股票价格对交易量存在单向的格兰杰因果关系, 但影响效力仅维持在 2%~4% 的较低水平。龙健雄(2023) [3] 对创业板指数的研究发现, 收益率与成交量变动幅度之间存在单向格兰杰因果关系, 且两者的方差分解结果显示自身贡献率均超过 90%。王承炜和吴冲锋(2002) [4] 的研究表明沪深两市之间存在类似的双向非线性 Granger 因果关系。张爽(2024) [5] 运用 VECM 模型分析后发现, 创业板指数、深证成指等金融产品的成交量和收盘价之间存在协整关系, 将该信息当作新特征加入到 LSTM 模型中, 明显提高股价预测的准确度。

在机器学习与高频数据分析方面, 国内学者也取得了重要进展。陈彪等(2022) [6] 利用上海原油期货的一分钟高频交易数据, 分别构建线性模型与 BP 神经网络非线性模型, 发现日盘与夜盘中成交量、持仓量对价格波动的影响存在显著差异, 且 BP 神经网络模型的预测效果优于线性模型。应建联等(2024) [7]

¹https://www.capco.org.cn/sjfb/dytj/202601/20260106/j_2026010617071000017676905505350767.html

针对新产品上市初期的量价关系, 通过回归分析构建了包含品牌竞争力、政策环境等多因素的综合预测模型, 为企业精准调控量价关系提供了决策参考。

张宁(2025) [8]对区间值时间序列数据进行分析, 建立了门限受协变量驱动的区间自回归模型 CDTARI、傅里叶近似的时变门限区间自回归模型 FVTARI, 使用最小距离估计方法对参数进行估计, 同时利用 Wald 检验对门限效应进行检验, 结果表明这两类模型可以较好地捕捉金融数据的不对称反应。李昂(2025) [9]关注高阶整数值门限自回归模型, 提出 SETINAR(2,p)、RTINAR(2,p)等四类高阶模型, 改变了传统模型假设门限参数为常数的情况, 明显提高模型的灵活性和适应性。

2. 理论基础与研究方法

2.1. 相关概念

2.1.1. 股票收益率的定义

股票收益率可以用来衡量标的资产在特定统计周期内的投资回报水平, 该指标主要反映股票价格的涨跌变动幅度, 对数收益率比简单算术收益率具有更好的时间序列可加性, 该收益率分布特征符合金融数据正态分布假设, 并且可以减少价格极端波动对实证结果的影响, 所以本文选择对数收益率作为贵州茅台股价变动的主要衡量指标, 利用个股日度收盘价作为基础数据进行计算, 具体公式设定为:

$$R_t = \ln(P_t/P) \times 100 \quad (1)$$

公式中, R_t 代表贵州茅台在 t 交易日的日度对数收益率, P_t 为该股 t 交易日的收盘价格, P_{t-1} 为该股 $t-1$ 交易日的收盘价格, 乘以 100 是为了放大收益率数值, 提升后续模型参数估计的精度。

2.1.2. 成交量的定义

成交量作为股票市场用来衡量标的资产交易活跃度的主要指标, 是指在特定统计周期内股票成交的总数量, 我国 A 股市场通常把“手”当作基础计量单位, 即 1 手等于 100 股。为了消除成交量数据中存在的异方差性并且让数据分布更符合后续计量模型的拟合要求, 本文对贵州茅台的日度成交量数据进行了自然对数处理, 具体的计算公式设定为:

$$VOL_t = \ln(V_t) \quad (2)$$

公式中, VOL_t 表示贵州茅台在 t 交易日的对数成交量, V_t 是该股在 t 交易日用“手”作为单位的原始成交总量。

2.1.3. 量价关系的定义

量价关系属于金融市场微观结构研究领域的经典命题, 该概念主要描述股票价格波动和成交量变动之间存在的动态联动关系, 并且其中包括市场供需变化、信息传递效率、投资者情绪和结构差异等多方面市场信息。传统量价分析中的线性关系假定认为股票价格和成交量在整个样本区间内保持固定的线性比例关系, 但是真实资本市场的运行会受到市场环境、交易成本、信息不对称等因素的影响, 使两者联动关系发生变化, 表现为明显的非线性特征。

2.2. 理论基础

2.2.1. VAR 模型介绍

本文把向量自回归模型当作线性基准模型, 用来描述贵州茅台收益率和成交量之间存在的动态联动关系。选择该模型的主要原因是它在金融时间序列分析上具有独特的适配能力: VAR 模型不需要预先设定变量之间的因果方向和内生外生属性, 可以通过数据本身的特征来拟合变量之间的动态关联, 这对大概率存

在双向影响的收益率和成交量这两类变量, 具有很好的适用性。具体到本文的两变量情形, 模型形式如:

$$R_t = c_1 + \alpha_{11}R_{t-1} + \cdots + \alpha_{1p}R_{t-p} + \beta_{11}VOL_{t-1} + \cdots + \beta_{1p}VOL_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$VOL_t = c_2 + \alpha_{21}R_{t-1} + \cdots + \alpha_{2p}R_{t-p} + \beta_{21}VOL_{t-1} + \cdots + \beta_{2p}VOL_{t-p} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

R_t 代表日收益率, 单位是百分之一, VOL_t 表示成交量的自然对数, p 是需要确定的滞后阶数。VAR 模型在理论上可以包括多个滞后项, 本文样本期为 1942 个交易日, 较长的滞后会使自由度下降, 实际估计主要分析了 1 到 4 阶的权衡。

2.2.2. 非线性模型设定——门限效应模型

在 VAR 模型的分析模式之上, 为了检验量价关系的非线性特点, 本文使用门限效应模型进行补充分析。门限效应的含义是指门限变量达到特定临界值时, 变量之间的联动关系会出现结构性改变。门限效应模型利用样本分割的方法, 直接对不同状态下的变量之间存在的差异性关联进行估计, 所得结果具有比较直观的经济解释能力。本文以成交量为门限变量, 构建如下扩展的模型:

$$R_t = c + \alpha R_{t-1} + \beta_1 VOL_{t-1} + \beta_2 DUM_t \times VOL_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, DUM_t 为虚拟变量, 当滞后一期成交量 VOL_{t-1} 高于样本中位数时, $DUM_t = 1$ (高成交量状态), 否则 $DUM_t = 0$ (低成交量状态)。 β_1 为低成交量状态下的量价关系系数, $\beta_1 + \beta_2$ 为高成交量状态下的系数。若 β_2 显著不为零, 则表明存在门限效应, 即量价关系在高、低成交量状态下存在显著差异, 证实了非线性特征。

3. 贵州茅台量价关系实证分析

3.1. 数据处理

3.1.1. 数据来源

本文把贵州茅台(股票代码 600519)当作研究对象, 数据从巨潮资讯网上市公司行情数据库获取。样本期从 2018 年 1 月 2 日一直持续到 2025 年 12 月 31 日, 总共包括 1942 个交易日。

3.1.2. 变量选取与计算

本文选取的指标包括日收盘价和日成交量。基于原始数据, 计算以下变量:

1) 收益率(R)

采用对数收益率形式, 计算公式为:

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100 \quad (6)$$

其中, P_t 为 t 日收盘价, P_{t-1} 为 $t-1$ 日收盘价。

2) 对数成交量(VOL)

对成交量取自然对数, 计算公式为:

$$VOL_t = \ln(V_t) \quad (7)$$

其中, V_t 为 t 日成交量(手)。

本文运用 Excel 对数据进行处理, 同时把计算得到的结果导入到 EViews 11 软件里, 以此来进行计量分析。

3.1.3. 描述性统计

表 1 是主要变量的描述性统计结果。收益率 R 的均值为 0.000337, 标准差为 0.018416, 表明茅台股价整体呈小幅上涨趋势, 但日波动较小。对数成交量 VOL 的均值为 14.98756, 标准差为 0.435650, 标准

差仅为均值的 2.9%，分布相对集中。

Table 1. Descriptive statistics
表 1. 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>R</i>	0.000337	0.018416	-0.0892	0.0958
<i>VOL</i>	14.98756	0.435650	13.215	16.428

3.1.4. 平稳性分析

在建立 VAR 模型之前，需要对各变量进行平稳性检验。本文采用 ADF 单位根检验，检验结果如表 2 所示。

Table 2. ADF stationarity test
表 2. ADF 平稳性分析

变量	ADF 统计量	1%临界值	p 值	结论
<i>VOL</i>	-10.0913***	-3.4333	0.0000	平稳
<i>R</i>	-43.7345***	-3.4335	0.0001	平稳

注：***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。

表 2 检验结果说明：收益率 *R* 的 ADF 检验统计量是-43.7345，对应的 p 值是 0.0001。对数成交量 *VOL* 的 ADF 检验统计量是-10.0913，对应的 p 值为 0.0000。两个序列都在 1%的统计水平上拒绝存在单位根的原假设，并且它们都是平稳时间序列，符合建立 VAR 模型的前提条件。

3.2. VAR 模型构建

3.2.1. 模型阶数确定

本文运用赤池信息准则 AIC 和施瓦茨信息准则 SC，来确定 VAR 模型的最佳滞后阶数。根据研究变量的平稳性特点，分别对一至四阶滞后的 VAR 模型进行估计，具体拟合结果列在表 3 中。

Table 3. Model order
表 3. 模型阶数

滞后阶数	AIC 值	SC 值	LogLikelihood
1 阶	-5.149556	-5.140942	4998.070
2 阶	-5.146915	-5.126798	4994.361
3 阶	-5.144815	-5.126981	4991.753
4 阶	-5.148937	-5.134574	4996.895

从表 3 的拟合结果可以看出，滞后 1 阶的 VAR 模型，其 AIC 值与 SC 值同时取得最小值，且该阶数下模型的对数似然值达到最大值 4998.070，综合拟合效果最优，因此本文最终确定 VAR 模型的最优滞后阶数为 1 阶，构建 VAR(1)模型开展后续分析。

3.2.2. 模型参数估计

本文把滞后阶数设定为 1 阶，然后对 VAR(1)模型进行参数估计。VAR(1)模型将收益率 *R* 和成交量 *VOL* 视为内生变量，每个变量都表示为自身滞后项和对方滞后项的函数：

$$R_t = c_1 + \alpha_{11}R_{t-1} + \alpha_{12}VOL_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$VOL_t = c_2 + \alpha_{21}R_{t-1} + \alpha_{22}VOL_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

采用 OLS 方法对每个方程分别估计，结果如表 4 所示。

Table 4. Estimation results of VAR(1) model

表 4. VAR(1)模型估计结果

方程	变量	系数	标准误差	t 统计量
R 方程	c	-0.018724	0.01442	-1.298
	R(-1)	0.004634	0.02276	0.204
	VOL(-1)	0.001272	0.00096	1.322
VOL 方程	c	5.559180***	0.26514	20.967
	R(-1)	-2.242115***	0.41839	-5.359
	VOL(-1)	0.629124***	0.01768	35.577

注：***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。

基于 VAR(1)模型的参数估计结果，可得出三点核心发现：

第一，收益率方程经过线性拟合后所得到的效果完全没有作用。收益率方程估计结果显示，滞后一期收益率 $R(-1)$ 的系数只有 0.004634，t 统计量是 0.204，p 值为 0.838，不能通过 10%的显著性检验。滞后一期成交量 $VOL(-1)$ 的系数是 0.001272，对应的 t 统计量是 1.322，p 值为 0.186，同样无法通过显著性检验。同时，该方程的拟合优度 R^2 只有 0.000946，调整后 R^2 为负数，表明线性 VAR(1)模型对贵州茅台的日度收益率没有解释能力。结果说明，针对贵州茅台这类机构高度控制的消费股，历史交易信息不能对未来收益率产生有效预测，股价走势接近随机游走，和半强式有效市场假说的主要推论相符合。

第二，成交量方程的线性拟合效果非常明显。成交量方程的估计结果表明，滞后一期收益率 $R(-1)$ 的系数是 -2.242115，对应的 p 值是 0.000，在 1%的统计水平上非常明显，该系数为负说明个股价格下跌会明显带动后续成交量的扩大。滞后一期成交量 $VOL(-1)$ 的系数是 0.629124，对应的 p 值是 0.000，在 1%水平下明显，表明贵州茅台的日度成交量具有较强的序列持续性。该方程的拟合优度 R^2 达到 0.396792，线性解释力比较强。

第三，收益率和成交量之间有着比较明显的不对称关系。两个方程的拟合结果形成了明显对比：个股收益率不能利用历史信息进行线性预测，而成交量表现出明显的线性可预测性。收益率明显受到成交量的影响，但成交量不能对收益率进行线性预测。该种非对称的联动特征，也侧面说明贵州茅台的量价关系不是固定的线性关系，大概率包括状态依赖的非线性特征，传统线性假设不能准确描述其量价联动的整体情况。

3.2.3. Granger 因果检验

Granger 因果检验的核心逻辑，是验证一个变量的滞后项是否对另一个变量的当期值具备统计意义上的预测能力。基于前文构建的 VAR(1)模型，对收益率 R 与成交量 VOL 开展 Granger 因果检验，具体结果如表 5 所示。

Table 5. Granger causality test results

表 5. Granger 因果检验结果

原假设	X ² 统计量	自由度	p 值	结论
<i>VOL does not Granger Cause R</i>	1.747	1	0.1682	不拒绝
<i>R does not Granger Cause VOL</i>	28.718	1	0.0000***	拒绝

注：***表示在 1%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，*表示在 10%水平下显著。

检验结果和 VAR(1)模型的参数估计结果一致：在 1%的水平下，成交量不是收益率的 Granger 原因，p 值为 0.1862，没有通过显著性检验。收益率是成交量的 Granger 原因(p = 0.0000)，在 1%水平下表现出明显的显著性。该结果表明，贵州茅台的量价关系表现为明显的单向驱动特点：个股价格变化会推动后续交易行为发生改变，成交量的变化不能对未来收益率进行有效线性预测。

3.2.4. 线性模型的局限与反思

线性 VAR 模型和 Granger 因果检验呈现出来一种“悖论”：从理论上讲，成交量是市场活跃度和信息传递的重要指标，应该对价格产生重要影响。不过分析结果表明，在线性模式里成交量对收益率的影响并不大。该现象出现的主要原因是线性模型有自身限制：理论上成交量应当包括大量市场信息，但是实际检验却无法通过显著性检验。经过多次检查数据处理和模型设定，发现问题可能在线性假设上，茅台的交易特征不会保持不变，而是会随市场状态出现剧烈波动。

4. 非线性特征检验——门限效应模型

4.1. 问题提出

线性 VAR 模型的估计结果表明，滞后成交量对收益率没有明显影响(系数 0.001272,t 统计量 1.322)。然而，这一全样本平均化的结论可能掩盖了不同交易状态下的结构性差异：茅台作为机构重仓股，在机构主导的低成交量时期和散户参与的高成交量时期，量价关系或许会有明显不同。本文建立门限效应模型来检验该非线性特征。

4.2. 模型设定

本文选取滞后一期成交量，以滞后一期成交量的样本中位数为门限值，将样本分为两个状态：

低成交量状态： $DUM = 0$ (滞后一期成交量 $\leq$ 样本中位数)

高成交量状态： $DUM = 1$ (滞后一期成交量 $>$ 样本中位数)构建扩展模型

$$R_t = c + \alpha R_{t-1} + \beta_1 VOL_{t-1} + \beta_2 DUM_t \times VOL_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

其中， β_1 为低成交量状态的成交量效应， $\beta_1 + \beta_2$ 为高成交量状态的成交量效应， β_2 为两组状态的差异。若 β_2 显著不为零，则表明存在门限效应。

4.3. 估计结果

采用 OLS 方法估计模型，结果如表 6 所示。交互项 $DUM \times VOL(-1)$ 的系数为 0.000220，t 统计量为 3.446，大于 1%显著性水平下的双侧临界值 2.576，高度显著。

Table 6. Estimation results of threshold effect model
表 6. 门限效应模型估计结果

变量	系数	标准误差	t 统计量
c	0.009282	0.016521	0.562
R(-1)	0.009322	0.022739	0.410
VOL(-1)	-0.000709	0.001118	-0.634
DUM*VOL(-1)	0.000220***	0.0000639	3.446

注：***DUM × VOL(-1)在 1%水平下显著。

4.4. 结果分析

1) 低成交量状态($DUM = 0$, 机构主导)

成交量效应为 $\beta_1 = -0.000709$, t 统计量为 -0.634 , 小于 5% 显著性水平下的双侧临界值 1.96, 不显著。表明在机构主导的交易清淡时期, 成交量变化对价格影响有限。

2) 高成交量状态($DUM = 1$, 散户参与)

成交量效应为 $\beta_1 + \beta_2 = -0.000709 + 0.000220 = -0.000489$ 。交互项系数 $\beta_2 = 0.000220$ 高度显著, 表明高成交量状态下的量价关系发生了结构性变化, 成交量的边际效应显著增强。虽然系数仍为负, 但交互项高度显著, 说明高成交量区制下, 成交量对收益率的影响从完全不显著, 变为具备统计显著性, 信息含量大幅提升。

3) 与线性模型的对比

线性 VAR 模型把两种状态混在一起, 使得成交量影响不明显。门限效应模型利用状态分离, 说明了被平均化所掩盖的情况: 在低成交量时无效, 在高成交量时有效, 两者有明显区别。

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文通过构建线性 VAR 模型与门限效应模型, 对贵州茅台 2018~2025 年的日度量价数据展开系统性实证分析, 得出传统线性 VAR 模型不能很好地拟合贵州茅台的收益率。VAR(1)模型的估计结果表明, 滞后一期的收益率和成交量对当期收益率都没有明显的解释能力, 模型拟合优度 R^2 小于 0.001, 调整后 R^2 为负数。就贵州茅台的机构重仓特征而言, 该结果并非模型设定失误, 而是表明其股价走势接近有效市场假说中的随机游走, 历史交易信息不能为未来收益率提供稳定的超额预测能力。

贵州茅台的量价关系呈现显著的单向驱动特征。Granger 因果检验结果表明, 个股收益率是成交量的 Granger 原因, 价格下跌往往会伴随后续成交量的放大, 但成交量并非收益率的 Granger 原因, 无法对未来价格走势形成有效预测。这种非对称的联动关系, 也印证了成交量的信息含量并非全周期普遍有效, 而是存在明显的条件依赖性。

贵州茅台的量价关系存在显著的门限效应与非线性特征。以成交量中位数为门限值划分样本后, 高低成交量两个区制下的量价关系呈现出本质分化: 低成交量区制下, 成交量对收益率的影响系数不显著, 量价关联度极低; 高成交量区制下, 模型交互项在 1% 的显著性水平下通过检验, 成交量对收益率的边际影响显著增强。线性模型的拟合失效, 本质是不同交易状态下成交量的预测能力, 被全样本平均化处理所掩盖。这一结论也表明, 针对机构主导的价值股, 传统量价技术指标的应用, 必须结合市场交易活跃度做差异化判断。

5.2. 建议

5.2.1. 对投资者的建议

第一, 对于贵州茅台这类机构重仓股, 应当依据成交量区间来制定差异化策略。若成交量小于样本中位数, 市场由机构长期持有, 股价主要受基本面影响, 成交量变动信息较少, 此时应坚持买入和持有的价值投资方式, 不根据短期量能波动进行频繁交易。当成交量超过样本中位数时, 散户参与度会上升, 市场情绪对股价的影响会变大, 可以结合量价配合信号进行短期操作, 但是需要严格控制仓位, 防止流动性波动带来的短期风险。第二, 本文对线性量价分析的传统判断标准进行修正。A 股市场存在的量价齐升和缩量回调等线性逻辑, 对于茅台这类由机构主导的龙头企业股需要进行相应调整。在成交量较低

的情况下, 缩量上涨通常表现为机构锁仓, 而不是上涨动力不足。在成交量较高的情况下, 如果放量下跌并且伴随散户恐慌抛售, 这可能会预示着短期调整进入尾声。

5.2.2. 对监管机构的启示

跟踪门限效应的动态变化, 可以提前发现市场风险。监管机构可以对滚动估计门限效应模型的时变参数进行测算, 从而持续地对茅台等主要权重股量价非线性特征的变化进行监测。当高低成交量区的量价差别持续变大时, 通常说明个股交易中散户占比提高或机构持有股票存在不同意见, 投资者应予以重视。第二, 把市场状态和稳定方式结合起来进行优化。本文通过分析发现的门限效应说明, 在成交量不同的情况下, 规模相同的成交量冲击会改变股价走势。监管机构在制定涨跌停板和熔断等市场稳定制度时, 应当考虑到市场的状态依赖性, 并且在高成交和高波动阶段配套更加灵活的流动性管理工具。第三, 引导长期资金进入市场, 调整市场投资者构成。茅台量价门限效应的主要成因, 在于不同交易状态下投资者结构的差异。监管机构需要引导养老金和保险资金等中长期资金进入资本市场, 使机构投资者在定价中的地位得到提高, 同时减少市场中情绪化交易的比例, 从而使市场更加稳定, 并提高价格发现的效率。

参考文献

- [1] 赵留彦, 王一鸣. 沪深股市交易量与收益率及其波动的相关性: 来自实证分析的证据[J]. 经济科学, 2003(2): 57-67.
- [2] 陈香蹀, 周启清. 基于 VAR 模型的我国股市量价关系研究[J]. 金融科技时代, 2021, 29(7): 66-71.
- [3] 龙健雄. 基于 VAR 模型的创业板指数量价关系的实证分析[J]. 现代商业, 2023(18): 151-156.
- [4] 王承炜, 吴冲锋. 中国股市价格——交易量的线性及非线性因果关系研究[J]. 管理科学学报, 2002(4): 7-12.
- [5] 张爽. 基于量价关系的股票交易策略优化实证研究[D]: [硕士学位论文]. 太原: 山西大学, 2024.
- [6] 陈彪, 陈佳洛, 吕子越, 等. 基于高频数据构建上海原油期货的量价关系模型[J]. 中国市场, 2022(22): 1-6.
- [7] 应建联, 潘斌, 陈文. 基于回归分析的新产品上市初期量价关系研究与实践[J]. 现代商业, 2024(8): 63-66.
- [8] 张宁. 两类动态门限区间自回归模型的统计推断[D]: [硕士学位论文]. 长春: 长春工业大学, 2025.
- [9] 李昂. 几类高阶门限自回归模型的推断研究[D]: [博士学位论文]. 长春: 长春工业大学, 2025.